

CEO 强制变更与公司业绩的相关性研究

——基于国有上市公司数据

石 荣^{1,2}, 沈鹏远²

(1. 宁夏大学 数学计算机学院, 宁夏 银川 756000; 2. 中国社会科学院 研究生院, 北京 102488)

[摘要]以 2000 年至 2012 年沪深两地 A 股国有上市公司为研究样本,探讨在国有上市公司存在多重目标的情况下公司业绩与 CEO 强制变更之间的相关性,实证结果表明:当国有上市公司处于亏损状态时,公司业绩和 CEO 强制变更之间显著负相关;对于经营状况良好的国有上市公司来说,公司业绩和 CEO 强制变更之间不存在显著的相关关系。进一步研究发现,CEO 强制变更后,亏损公司的业绩会得到显著性改善,而盈利公司的业绩则没有显著变化。

[关键词]国有上市公司;公司业绩;高管变更;委托代理;股权分置;法人治理结构;CEO 变更

[中图分类号]F276.1 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2015)03-0088-11

一、引言

CEO^①变更是企业的发展过程中无法回避的问题,这也是企业成长发展中最重要战略决策之一^[1],CEO 变更已经成为公司治理机制的重要组成部分。在我国不同股权性质的上市公司中,CEO 的任免机制存在很大差异,一般来讲,在政府控股的上市公司中,半数以上 CEO 源自政府任命或组织提拔^[2]。在本文的样本研究期间(2000—2012 年)内,国有上市公司 CEO 的变更率较高,平均变更率高达 37.49%^②。

近些年来,围绕政府干预对 CEO 变更影响的研究越来越多。从政府与企业之间关系的层面上来讲,政府为了实现政治目标(如稳定就业),通常会干预国有上市公司的人事任免。已有文献研究表明,CEO 变更与公司业绩显著负相关,当公司业绩下滑时,CEO 变更往往成为一种扭亏为盈的治理机制^[3-4]。另有学者通过研究高管变更与公司业绩之间的关系发现,在政府控股的企业里,高管变更所发挥的公司治理效果显著低于非政府控股的企业^[5-6]。然而,这些研究在将政府控股与非政府控股企业进行比较时忽略了它们之间的不可比性,也就是说,在政府控股的国有上市公司中,其高管选拔和任命是一个典型的内部劳动力市场,半数以上国有上市公司的 CEO 通过政府任命或组织提拔产生,而不是通过市场竞争产生^[2],如此一来,这些 CEO 往往具有相应的行政级别^[7],这个内部劳动力市场的行政色彩浓厚。通常来说,经营业绩越好的公司,其高管获得政治晋升的可能性越大;相反,经营业绩越差的公司,其高管获得政治晋升的可能性就越小。但是,如果采用“政绩”机制来要求国有

[收稿日期]2014-10-10

[作者简介]石荣(1982—),女,宁夏固原人,宁夏大学数学计算机学院讲师,中国社会科学院研究生院博士生,主要研究方向为公司金融、微观计量等;沈鹏远(1982—),女,黑龙江哈尔滨人,中国社会科学院研究生院博士生,主要研究方向为创新经济学、工业投资与市场。

①虽然 CEO、总经理和经理人在概念上存在明显差异,但本文在使用时未刻意区分。

②数据来源:原始数据来自 CSMAR 中国上市公司治理结构研究数据库,作者整理计算得到的具体结果详见本文表 1。

上市公司经理人的话,则可能会导致国有上市公司 CEO 变更不能发挥扭亏为盈的作用。

在我国目前的制度背景下,国有上市公司和非国有上市公司存在诸多差异,其中最突出的区别是国有上市公司并不以利润最大化作为其唯一的经营目标。通常情况下,国有上市公司承担着社会政策性负担(稳定就业、促进经济发展、增加财政收入、优化国家资源配置等非营利性目标)和战略性负担(投资于不具备比较优势的资本密集型产业所形成的负担)^[2]。此外,国有上市公司无论在财务方面还是在政治方面都能够得到更多的政府支持^[8],原因主要在于国有上市公司可以给政府带来更多的资源,有助于提高政府代理人的政治资本和升迁机会。综上所述,国有上市公司存在多重经营目标,为此,本文拟以国有上市公司为研究对象,主要探讨当其存在多重目标时 CEO 变更与公司业绩之间的相关性。

二、文献综述

国外学者很早就对 CEO 变更与公司业绩之间的关系进行了相关研究。Grusky 首先构建了 CEO 变更的实证模型研究发现,CEO 变更是导致企业不稳定、影响企业发展的关键因素^[9]。Jensen 和 Meckling 认为由于代理人行为具有不透明的特点,因此委托人必须通过对代理人行为结果(公司业绩)的监控来减少代理人损害委托人利益的行为。当公司业绩下降时,CEO 变更的可能性就会增加^[10]。Huson 等以 1971—1994 年发生 CEO 变更的公司为样本研究发现,CEO 强制变更的频率和外部接管的频率逐年增加^[4]。Weisbach 以 1973—1983 年 11 年间纽约证券交易所的 367 家公司为样本研究发现,CEO 变更与公司业绩存在反向关系,低劣的经营业绩更容易导致 CEO 变更,当公司业绩下滑时,高管变更往往成为一种扭亏为盈的治理机制^[11]。Gilson 分析了公司业绩与 CEO 变更之间的关系后发现,在业绩差的企业中,CEO 发生变更的可能性较高^[12]。Kaplan 比较了在日本的美国大型公司和日本大型公司 CEO 变更与经营业绩之间的关系,发现 CEO 变更与股价、销售额、经营业绩之间呈显著的负相关关系^[13]。此外,还有学者提出了内部治理和外部治理对 CEO 变更的影响问题。DeFond 等研究发现,在产品市场竞争激烈的行业里,CEO 变更率更高,即 CEO 面临被替换的威胁更大^[14]。以上研究都支持了 Jensen 和 Meckling 的观点,即业绩是导致高管变更的重要原因。

国内也有不少学者通过研究高管变更决策来考察不同股权结构的治理效率。龚玉池认为中国上市公司的经营业绩与高层变更负相关,低劣的经营业绩会对 CEO 变更产生显著影响^[15]。朱红军以 1996—1998 年发生高管变更的公司为样本研究发现,业绩好坏是导致高管变更的重要原因^[16]。实际上,随着公司经营失败而被迫退市案例的不断增多,CEO 变更频率也不断上升,不论是国有上市公司还是民营企业都不同程度地经历了 CEO 变更和继任选择的过程。Wang Xiaozu 等对政府部门控股与国有上市公司控股下的高管变更决策进行了比较研究,发现后者比前者更具有治理效率^[17]。王福胜等的研究表明,当企业价值水平较高时,股东根据企业价值水平变更 CEO 的可能性较小^[18]。叶玲和李心合以 2003 年至 2007 年沪深两地 A 股上市公司为样本实证分析公司经营业绩与 CEO 变更之间的关系,结果表明:公司经营业绩下滑会引起 CEO 发生变更;CEO 变更后,公司经营业绩会得到改善^[19]。上述文献尽管对我国上市公司 CEO 变更决策及其影响因素等进行了多角度的研究,但在考察 CEO 变更与公司业绩时都没有考虑国有上市公司拥有多重目标这个重要特征,因此,本文尝试考察在国有上市公司存在多重目标的情况下 CEO 变更与公司业绩之间的关系。

三、理论分析与研究假设

委托代理理论认为公司治理通常是关于股东、董事会和高管(CEO)之间的一种制度安排,在这种制度安排中,CEO 变更已经成为现代公司治理机制的重要组成部分^[20-21]。目前关于 CEO 变更的研究都是在委托代理理论框架下展开的,CEO 是公司股东的代理人,而作为股东和 CEO 之间

联结纽带的董事会通常会从 CEO 变更决策和 CEO 薪酬设计这两个角度来缓解两者之间的代理问题。有研究表明,CEO 变更与企业业绩之间的确存在某种必然联系,而委托代理理论认为 CEO 变更是由于代理人(CEO)没有实现委托人(股东)对企业绩效的预期,委托人以解除契约的形式来体现其约束机制的威力,即当企业业绩下滑时,CEO 变更事件更有可能发生。然而,国有上市公司存在多重目标:当公司盈利时,股东在注重会计利润的同时会将多重目标作为公司发展的主要方向;当公司陷入亏损状态时,企业经营的重心就会转移,股东会更注重会计利润。个中原因主要在于国有上市公司归政府所有,当企业陷入亏损局面时,政治层面临很大压力,其改善企业业绩的动机很强,政府通常会选拔更加合适的继任者来肩负扭亏为盈的重任。Denis 等把高管变更区分为正常变更和强制变更两种,实证检验高管变更与公司业绩之间的关系,结果表明公司业绩出现显著下降时较容易发生强制性 CEO 变更,此后一年公司业绩会发生明显改善^[22]。Chang 和 Wong 考察了中国上市公司 CEO 变更与公司业绩之间的关系后发现,CEO 变更后,亏损企业的业绩会发生显著改善,而盈利企业的业绩并没有发生明显提升,由此得出的结论是:当企业出现亏损时,股东有更强的动机变更 CEO;而当企业盈利时,这一动机就不是那么明显^[23]。通常来说,CEO 变更和公司业绩之间的相关关系是观察公司治理机制有效性的一个“窗口”,如果有效的公司治理机制能够发挥作用,那么公司应该在业绩低劣时解聘不称职的 CEO,且更换有能力的 CEO 后公司业绩能够得到显著改善。根据以上分析,本文提出研究假设 H₁ 和 H₂。

H₁: 当国有上市公司亏损时,CEO 强制变更和公司业绩负相关;当公司盈利时,CEO 强制变更和公司业绩关系不显著。

H₂: 当国有上市公司亏损时,CEO 强制变更有助于提升公司业绩;当公司盈利时,CEO 强制变更后公司业绩不会发生显著变化。

四、研究设计

(一) 样本选择和 CEO 变更情况

1. 样本选择

本文选取 2000—2012 年沪深两地 A 股上市公司作为初选样本,并根据研究需要对样本进行了筛选与处理:(1)剔除金融行业公司,原因在于金融行业的会计准则与其他行业的会计准则存在较大差异,相关指标在金融行业与非金融行业之间不具有可比性。(2)剔除相关变量数据缺失或出现异常值的样本。(3)根据公司年报中的控制权属性来判断公司性质。若公司最终控制权属于政府(包括中央政府、地方政府以及其他政府机构),则该公司为国有上市公司;若公司最终控股股东为个人或非政府机构,则该公司为非国有上市公司。本文选取了实际控制人为国家股或国家法人股的国有上市公司作为研究样本,最终得到公司年观测值为 9970 个。(4)CEO 原始数据变更类型包括继任和离任两种,本文只关注离任情况,故删除继任样本;CEO 变更职位包括董事长和总经理两种,本文关注总经理职位变更的情况,故删除董事长职位变更的样本。本文采用的 CEO 变更数据和相关财务数据分别来自 CSMAR 中国上市公司治理结构研究数据库和中国上市公司财务报表数据库。同时,为了减轻极值的影响,本文在回归分析中还对所有连续变量在 1% 和 99% 的水平上分年度进行了 Winsorize 处理,即对所有小于 1% 分位数或大于 99% 分位数的变量令其值分别等于 1% 分位数或 99% 分位数,数据处理及回归分析均采用 stata12.0 来完成。

2. CEO 变更情况

在 2000 年至 2012 年期间,CEO 变更事件共发生 4618 例,CEO 变更率(CEO 变更次数/上市公司数)从 2000 年的 47.36% 下降到 2010 年的 31.83%,从 2011 年开始又小幅回升,2012 年达到 34.8%,详见下页表 1。本文将同一年发生多起 CEO 变更的样本进行合并,如公司一年内发生两次或两次以

上 CEO 变更的合并记录为一次,合并后 CEO 变更情况统计的是公司数目,CEO 变更公司年观测值从 4618 下降到 4320,CEO 变更率的平均值从 37.49% 下降到 35.02%。

表 1 2000—2012 年中国上市公司 CEO 变更情况统计

年份 变量	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2000— 2012
上市公司总数(家)	739	793	867	874	914	942	948	1010	1022	1017	1071	1129	1152	12478
CEO 变更总数(次)	350	357	368	352	332	354	322	362	335	338	341	406	401	4618
变更率(%)	47.36	45.01	42.44	40.27	36.32	37.57	33.96	35.84	32.77	33.23	31.83	35.96	34.8	37.49
合并后的 CEO 变更 总数(家)	319	324	339	324	311	334	309	344	317	324	319	386	370	4320
合并后的 CEO 变更率(%)	43.16	40.85	39.1	37.07	34.02	35.45	32.59	34.05	31.01	31.85	29.78	34.18	32.11	35.02

CEO 发生变更的原因复杂多样,CSMAR 中国上市公司治理结构研究数据库一共提供了 12 种 CEO 变更原因:工作调动、退休、任期届满、控股权变动、辞职、解聘、健康情况、个人原因、完善公司法人治理结构、涉案、结束代理、其他(未披露离职原因)。表 2 分别统计了全样本和合并样本中 CEO 变更原因的分布情况。由表 2 可知,无论是全样本还是合并样本,工作调动都是 CEO 变更的主要原因,其在全样本和合并样本中都约占 39%;其次是辞职,其在全样本和合并样本中占比均为 20% 左右;再次是任期届满,其在全样本中占比为 17.67%,在合并样本中占比稍微高一点。本文的后续分析均使用合并样本。

借鉴 Chang 和 Wong 的做法^[23], 本文进一步将样本分为强制变更和正常变更两类,将由于退休、任期届满、控股权变动、健康情况、完善公司法人治理结构、涉案以及其他(未披露离职原因)导致的 CEO 变更定义为 CEO 正常变更,而由工作调动、控股权变动、辞职、解聘等导致的 CEO 变更定义为强制变更。另外,如果原始样本中 CEO 变更的原因是退休但其年龄不到 59 岁的,本文仍将其归为强制变更。我们采用虚拟变量(*TO_forced*)来表示 CEO 变更类型,CEO 强制变更取值为 1,否则取值为 0。表 3 统计了 2000—2012 年 CEO 强制变更和正常变更的分布情况。

表 2 CEO 变更原因统计

CEO 变更原因	全样本		合并样本	
	数量	占全样本的 百分比(%)	数量	占合并样本的 百分比(%)
工作调动	1773	38.39	1680	38.89
退休	74	1.60	71	1.64
任期届满	816	17.67	793	18.36
控股权变动	43	0.93	40	0.93
辞职	959	20.77	889	20.58
解聘	103	2.23	94	2.18
健康原因	109	2.36	102	2.36
个人原因	191	4.14	172	3.98
完善公司法人治理结构	189	4.09	175	4.05
涉案	12	0.26	11	0.25
结束代理	153	3.31	114	2.64
其他	196	4.24	179	4.14
合计	4618	100	4320	100

表 3 2000—2012 年 CEO 变更类型统计

年份 变更类型	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	合计
正常变更数(家)	165	91	88	115	58	80	80	91	45	44	99	165	180	1301
强制变更数(家)	154	233	251	209	253	254	229	253	272	280	220	221	190	3019
合计	319	324	339	324	311	334	309	344	317	324	319	386	370	4320

由表 3 可知,4320 家公司发生了 CEO 变更,其中发生正常变更的有 1301 家,占比为 30.12%,而发生强制变更的有 3019 家,占比高达 69.88%。如图 1 所示,2000 年至 2012 年,CEO 发生强制变更

的公司数目均显著高于发生正常变更的,从2000年开始公司发生CEO强制变更的趋势是逐年波动上升,到2009年达到高峰,从2010年开始逐步下降,而CEO正常变更趋势与强制变更趋势恰好相反。

(二) 变量定义

1. 业绩变量

由于我国股票市场中的股权分置、“政策”市、“消息”市对公司市值的影响较大,加之Tobin'Q并不适合用于我国上市公司投资机会的实证度量,因此本文采用会计类业绩指标来间接衡量CEO能力。同时,考虑到经理层可能人为操纵会计指标等因素,本文借鉴Chang和Wong的研究^[23]构建了四种衡量公司业绩的指标:(1)总资产回报率(ROA)。(2)经行业调整后的ROA,记为IROA。在本文的研究样本中,制造业公司样本占比高达60.89%,因此我们对制造业公司按证监会2001年发布的《上市公司行业分类指引》中的二级分类进行进一步细分。(3)将经过三年移动平均处理的ROA和IROA分别记作MROA和MIROA。(4)表示亏损的虚拟变量定义为Loss,该变量表示业绩极差的公司为亏损公司,营业利润为负时取值为1,否则取值为0。

2. 控制变量

经理人的个人特征无疑会影响公司业绩,因此本文采用以下变量来控制经理人的个人特征:(1)Age表示第*t*年CEO的年龄。一般来讲,CEO越年轻,其被变更的概率越大。(2)Tenure表示CEO在经理人岗位上的工作时间,即截至第*t*年CEO累计任职年限,因为随着任职年限的增加,CEO在公司的地位会更加稳固,即使公司绩效较差其也不容易被更换,这就是所谓的Entrenchment效应。(3)Duality用来度量CEO是否兼任董事长,兼任取值为1,否则取值为0。一般来讲,在两职合一的情况下,所有权和控制权更集中,CEO发生变更的概率会更低一些。

另外,本文还控制了可能会对CEO变更概率和公司绩效产生影响的企业特征变量:(1)Size表示公司规模,为公司总资产的自然对数。(2)Leverage表示公司杠杆率,为公司总负债除以总资产。(3>List表示公司上市时间,为公司公告年度到上市年度的差额。

(三) 模型设定

本文通过构建Logit模型分别讨论亏损公司和盈利公司的业绩与CEO强制变更之间的关系。模型中的被解释变量为CEO是否发生强制变更这一虚拟变量(*TO_forced*),CEO发生强制变更取值为1,否则取值为0。Logit回归模型如下:

$$\Pr(TO_forced = 1 | X_i) = \Lambda(X_i' \beta) = \frac{\exp(X_i' \beta)}{1 + \exp(X_i' \beta)}$$

上式中的 X_i 表示所有解释变量的合集,具体包括List、Age、Tenure、Duality、Size和四个业绩指标(ROA、IROA、MROA和IMROA)之一, β 表示相应变量的系数, $\Lambda(X_i' \beta)$ 为Logistic累计分布函数。很显然,这是一个非线性模型,故可以使用最大似然法进行估计^[24]。

五、实证分析

(一) 描述性统计

相关变量的描述性统计如表4所示。由表4可知,CEO任期的平均值为4.63,最大值和最小

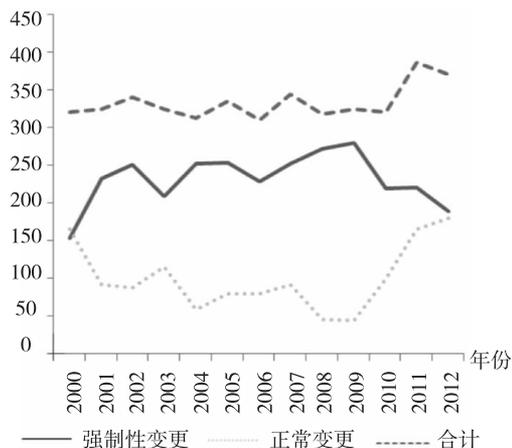


图1 2000—2012年CEO变更类型变化趋势

值分别为 16 和 0.03,变化幅度较大。CEO 年龄的平均值为 51.08,最大值和最小值分别为 69 和 28,可见国有上市公司的 CEO 年龄相差很大。二职合一(是否兼任)的平均值是 0.096,说明 CEO 兼任董事长的样本平均占总样本的 9.6%。上市公司年限的平均值为 13.62,最大值和最小值分别为 22 和 2。公司规模的平均值和中位数分别是 21.77 和 21.59,这基本符合正态分布要求。资产负债率的平均值是 0.493,说明样本中国有上市公司

表 4 各主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>TO_forced</i>	9970	0.140	0.347	0.000	0.000	1.000
<i>ROA</i>	9972	0.033	0.054	-0.195	0.033	0.163
<i>IROA</i>	9972	-0.001	0.052	-0.283	0	0.153
<i>MROA</i>	9972	0.032	0.043	-0.195	0.031	0.163
<i>MIROA</i>	9972	-0.001	0.04	-0.239	0	0.148
<i>List</i>	9972	13.62	4.093	2	14	22
<i>Age</i>	9972	51.08	8.554	28	50	69
<i>Tenure</i>	9972	4.630	2.564	0.03	4.25	16
<i>Duality</i>	9972	0.0960	0.294	0	0	1
<i>Leverage</i>	9972	0.493	0.189	0.095	0.499	0.946
<i>Size</i>	9972	21.77	1.253	17.66	21.59	28.41
<i>Loss</i>	9972	0.148	0.355	0.000	0.000	1.000

总负债占总资产的比重接近一半。四个业绩变量中,*IROA* 和 *MIROA* 这两个变量的平均值都为负数;总资产收益率(*ROA*)的平均值是 0.033,即样本企业的平均总资产收益率是 3.3%;经理人任期内的平均总资产收益率(*MROA*)是 3.2%。亏损虚拟变量的平均值是 0.148,表明样本中的亏损公司平均占 14.8%。被解释变量 *TO_forced* 的平均值是 0.140,说明样本中有 14% 的公司发生了 CEO 强制变更事件。

(二)相关性分析

各主要变量之间的 Pearson 相关系数如表 5 所示。由表 5 可知,强制性变更 *TO_forced* 与四个业绩指标的相关系数都是显著负相关的。*TO_forced* 与 *Age*、*Tenure*、*Duality* 的相关系数也都显著为负,这符合本文预期。此外,方差膨胀因子 VIF 最大为 1.34,尽管自变量之间的相关系数显著,但以 VIF 检验的多重共线性的值都不大于 2,因此多重共线性不会影响回归结果。

表 5 变量之间的相关性分析结果

变量	<i>List</i>	<i>Age</i>	<i>Tenure</i>	<i>Duality</i>	<i>Leverage</i>	<i>Size</i>	<i>Loss</i>	<i>TO_forced</i>	<i>ROA</i>	<i>IROA</i>	<i>MROA</i>	<i>MIROA</i>
<i>List</i>	1											
<i>Age</i>	-0.262 ***	1										
<i>Tenure</i>	0.042 ***	0.168 ***	1									
<i>Duality</i>	0.004	0.089 ***	-0.034 ***	1								
<i>Leverage</i>	0.105 ***	-0.077 ***	-0.052 ***	-0.022 **	1							
<i>Size</i>	-0.123 ***	0.126 ***	0.024 **	-0.071 ***	0.293 ***	1						
<i>Loss</i>	0.105 ***	-0.101 ***	-0.074 ***	0.012	0.231 ***	-0.119 ***	1					
<i>TO_forced</i>	0.050 ***	-0.159 ***	-0.196 ***	-0.042 ***	0.035 ***	-0.038 ***	0.062 ***	1				
<i>ROA</i>	-0.135 ***	0.144 ***	0.104 ***	-0.0140	-0.372 ***	0.155 ***	-0.585 ***	-0.082 ***	1			
<i>IROA</i>	-0.113 ***	0.141 ***	0.106 ***	-0.020 **	-0.329 ***	0.129 ***	-0.568 ***	-0.085 ***	0.956 ***	1		
<i>MROA</i>	-0.179 ***	0.177 ***	0.127 ***	-0.0160	-0.379 ***	0.195 ***	-0.48 ***	-0.077 ***	0.786 ***	0.736 ***	1	
<i>MIROA</i>	-0.152 ***	0.173 ***	0.128 ***	-0.021 **	-0.332 ***	0.162 ***	-0.470 ***	-0.082 ***	0.744 ***	0.778 ***	0.946 ***	1

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(三)分组样本公司业绩和变更率统计情况

在回归分析之前,我们先通过样本分组来统计分析公司业绩和 CEO 变更之间的关系。在每个年度,我们分别根据公司的四个业绩指标将全样本 5 等分,业绩最高的 1/5 样本为业绩最好的组,其余依次为第 2 组、第 3 组、第 4 组,业绩最差的 1/5 样本称为业绩最差的组,然后分别计算每组 CEO 变更率的中位数和业绩指标的中位数,并进一步计算业绩和变更率最好组和最差组之间的差距,最后对差异进行 t 检验,结果如下页表 6 所示。表 6 报告了对全样本、盈利公司和亏损公司分别按照上述四种业绩指标中位数和 CEO 变更率中位数组间差距的检验结果。从表 6 来看,就四组业绩衡量指标来说,亏损公司的 CEO 平均变更率比盈利公司的 CEO 变更率高出约 4 个百分点。具体来说,根据业绩指标 *ROA* 的中位数将样本分为五组,CEO 变更率对盈利公司的影响较小,最好公司与最差公司的

CEO 变更率相差 3.9 个百分点。然而,CEO 变更率对亏损公司的影响很大,业绩最差公司和最好公司的 CEO 变更率分别为 0.254 和 0.132,两者的差距扩大到 12.2 个百分点。其余三个指标的结果与上述情况类似。这和本文假说 H_1 的预期结果相一致。

表 6 分组样本的描述性统计和差异检验

		(1)业绩最差	(2)	(3)	(4)	(5)业绩最好	CEO 变更率	业绩差距 (5)-(1)	变更率差距 (5)-(1)	差异检验 t
Panel A: 根据 ROA 分组	全样本	ROA 中位数	0	0.016	0.032	0.051	0.091	0.091		-90.17
	(obs:9970)	变更率	0.185	0.139	0.124	0.133	0.117	0.140	-0.068	6.058
	盈利公司	ROA 中位数	0.009	0.023	0.038	0.0560	0.097	0.088		-0.179
	(obs:8498)	变更率	0.158	0.134	0.118	0.125	0.119	0.131	-0.039	0.272
	亏损公司	ROA 中位数	-0.159	-0.067	-0.022	0.003	0.014	0.173		-57.48
	(obs:1472)	变更率	0.132	0.165	0.151	0.155	0.254	0.191	0.0220	-6.63
Panel B: 根据 IROA 分组	全样本	IROA 中位数	-0.041	-0.013	0	0.017	0.053	0.094		-89.89
	(obs:9970)	变更率	0.186	0.14	0.133	0.119	0.119	0.140	-0.067	5.935
	盈利公司	IROA 中位数	-0.023	-0.007	0.005	0.0220	0.058	0.081		-0.025
	(obs:8498)	变更率	0.168	0.122	0.13	0.119	0.115	0.131	-0.053	0.435
	亏损公司	IROA 中位数	-0.185	-0.096	-0.052	-0.026	-0.007	0.178		-60.09
	(obs:1472)	变更率	0.125	0.172	0.144	0.195	0.220	0.191	-0.005	9.144
Panel C: 根据 MROA 分组	全样本	MROA 中位数	-0.012	0.016	0.031	0.049	0.083	0.095		-117
	(obs:9970)	变更率	0.18	0.126	0.14	0.125	0.128	0.14	-0.052	4.588
	盈利公司	MROA 中位数	0.005	0.022	0.037	0.0530	0.0880	0.083		-0.194
	(obs:8498)	变更率	0.136	0.125	0.144	0.124	0.124	0.131	-0.013	1.105
	亏损公司	MROA 中位数	-0.074	-0.028	-0.005	0.006	0.025	0.1		-41.56
	(obs:1472)	变更率	0.173	0.152	0.201	0.165	0.265	0.191	-0.108	3.179
Panel D: 根据 MIROA 分组	全样本	MIROA 中位数	-0.045	-0.015	0	0.015	0.044	0.089		-111.6
	(obs:9970)	变更率	0.181	0.132	0.136	0.124	0.125	0.14	-0.056	4.908
	盈利公司	MIROA 中位数	-0.027	-0.009	0.004	0.019	0.048	0.075		-1.94
	(obs:8498)	变更率	0.141	0.132	0.129	0.123	0.128	0.131	-0.013	1.09
	亏损公司	MIROA 中位数	-0.104	-0.058	-0.036	-0.021	-0.003	0.101		-43.39
	(obs:1472)	变更率	0.153	0.182	0.195	0.178	0.248	0.191	-0.105	3.178

(四) 回归分析

1. 亏损公司的 Logit 回归结果

下页表 7 报告了亏损公司 Logit 模型的估计结果。回归结果显示:对亏损公司而言,ROA 和 IROA 的估计系数为负并通过了 10% 水平的显著性检验,MROA 和 MIROA 的估计系数为负并通过了 1% 水平的显著性检验,这表明对于亏损企业来说,在控制了年度效应、行业效应、上市公司规模、所有权性质以及 CEO 的个人特征等因素后,亏损公司的业绩越差,CEO 发生强制变更的概率越大。当公司陷入财务困境时,国有上市公司的多重目标会转移到公司业绩上来,业绩越差公司的 CEO 更容易被更换。此外,控制变量 Age、Tenure、Size 的系数都显著为负,说明公司 CEO 年龄越大、任期越长,公司规模越大,CEO 被强制变更的概率越低。对于两职合一的 CEO 来说,其被强制变更的概率更低。以上结果都对假设 H_1 给予了支持。

2. 盈利公司的 Logit 回归结果

下页表 8 报告了盈利公司 Logit 模型的估计结果。回归结果显示:对盈利公司而言,ROA 和 IROA 的回归系数为正但不显著,MROA 和 MIROA 的回归系数为负但不显著,这正如前文分析所说,盈利的国有上市公司存在多重目标,即使公司业绩较差,CEO 变更的概率也不会发生显著变化,因为此时公司更看重稳定就业、增加财政收入等多重目标。控制变量 Age、Tenure 的系数都显著为负,说明公司 CEO 的年龄越大、任期越长,CEO 被变更的概率越低。公司规模和资产负债率的回归系数都不显著。以上回归结果支持了本文提出的假设 H_1 。

表 7 CEO 变更与公司业绩的 Logit 回归结果(亏损公司)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
List	0.0210 (1.03)	0.0210 (1.03)	0.0180 (0.88)	0.0180 (0.88)
Age	-1.410*** (-2.99)	-1.409*** (-2.99)	-1.383*** (-2.96)	-1.377*** (-2.95)
Tenure	-0.228*** (-5.65)	-0.228*** (-5.64)	-0.224*** (-5.54)	-0.225*** (-5.54)
Duality	-0.664** (-2.56)	-0.664** (-2.56)	-0.666*** (-2.59)	-0.667*** (-2.60)
Leverage	0.302 (0.79)	0.307 (0.80)	0.143 (0.36)	0.150 (0.37)
Size	-0.053* (-1.77)	-0.055* (-1.87)	-0.061** (-1.97)	-0.065** (-2.14)
ROA	-0.653* (-1.85)			
IROA		-0.636* (-1.79)		
MROA			-1.556*** (-2.80)	
MIROA				-1.507*** (-2.72)
常数项	3.555* (1.71)	3.559* (1.71)	2.975 (1.45)	2.953 (1.43)
样本数	1472	1472	1472	1472
年度效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制		控制	
Pseudo R ²	0.0630	0.0630	0.0670	0.0660
命中率 ^①	80.91%	80.93%	81.11%	81.28%

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内数字表示 t 统计量。

(五)CEO 变更前后公司业绩变化

为验证假设 H₂,我们需要对比 CEO 变更前后公司业绩的变化情况。首先,在不考虑内生性问题的情况下,我们采用业绩指标 ROA 和 IROA 对比 CEO 变更前后公司业绩变化的基准情形,详见表 9 中的 panel A 和 panel B。其次,在考虑内生性问题的情况下,我们采用配对方法构造了指标 CROA,用来衡量 CEO 变更前后公司业绩的变化,详见表 9 中的 panel C 和 panel D。

在具体分析 CEO 变更前后公司业绩变化情况之前,我们首先需要构造指标 CROA。首先,借鉴事件研究法将公司发生 CEO 强制变更的当年定义为 $t=0$,CEO 发生强制变更的前一年、前两年分别定义为 $t=-1$ 和 $t=-2$,类似地,CEO 强制变更后的第一年、第二年分别定义为 $t=+1$ 和 $t=+2$ 。由于每家公司发生 CEO 强制变更的时间不一致,因此我们定义了上述相对时间点。其次,选择配对公司。借鉴 Chang 和 Wong 的研究^[23],本文选取配对样本的规则是:(1)前提是必须在发生 CEO 强制变更的公司所处年份和行业里寻找配对公司;(2)业绩 ROA 要求满足潜在配对组的 ROA 除以变更组的 ROA

①命中率是判断拟合优度的另外一种方法,通过计算预测准确的百分比,如果发生概率的预测值 $\hat{y} \geq 0.5$,则认为其预测 $y=1$;反之,则认为其预测 $y=0$ 。将预测值与真实值(样本数据)进行对比,就能计算准确预测的百分比,即命中率。

表 8 CEO 变更与公司业绩的 Logit 回归结果(盈利公司)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
List	0.0120 (1.48)	0.0120 (1.51)	0.0120 (1.50)	0.0120 (1.52)
Age	-2.015*** (-9.00)	-2.016*** (-9.00)	-2.027*** (-9.07)	-2.032*** (-9.08)
Tenure	-0.235*** (-14.81)	-0.234*** (-14.80)	-0.235*** (-14.74)	-0.236*** (-14.77)
Duality	-0.568*** (-3.64)	-0.571*** (-3.66)	-0.563*** (-3.60)	-0.562*** (-3.60)
Leverage	-0.0800 (-0.42)	-0.0760 (-0.41)	-0.0440 (-0.23)	-0.0290 (-0.15)
Size	0.0400 (0.67)	0.0370 (0.63)	0.0660 (1.07)	0.0620 (1.00)
ROA	0.121 (-0.17)			
IROA		0.401 (0.55)		
MROA			-0.356 (-0.89)	
MIROA				-0.223 (-0.54)
常数项	8.114*** (8.00)	8.122*** (8.00)	8.301*** (8.12)	8.385*** (8.19)
样本数	8498	8498	8498	8498
年度效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制		控制	
Pseudo R ²	0.0760	0.0760	0.0750	0.0750
命中率	86.96%	85.42%	86.91%	86.97%

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内数字表示 t 统计量。

取值在 0.8 至 1.2 之间这一条件,如果存在多个潜在配对样本,那么需要寻找规模最相近的公司作为配对组,从而完成 1:1 匹配。(3) 计算配对公司业绩的中位数,用实际发生 CEO 强制变更公司的业绩中位数减去配对公司的业绩中位数得到 *CROA*。该指标可以缓解内生性问题,可以衡量纯粹 CEO 强制变更对公司业绩的影响。

表 9 CEO 变更后公司业绩变化情况

	基准情形比较						配对结果比较					
	Panel A: <i>ROA</i> 的中位数差异		(1)和(2) 差异的 P 值	Panel B: <i>IROA</i> 的中位数差异		(3)和(4) 差异的 P 值	Panel C: <i>CROA</i> 的中位数差异		(5)和(6) 差异的 P 值	Panel D: <i>CIROA</i> 的中位数差异		(7)和(8) 差异的 P 值
	盈利公司(1)	亏损公司(2)		盈利公司(3)	亏损公司(4)		盈利公司(5)	亏损公司(6)		盈利公司(7)	亏损公司(8)	
+1~0	-0.043	0.019	0.247	-0.007	0.009	0.521	-0.0069*	0.013**	0.005	-0.0043	0.0212*	0.013
+2~0	-0.015	0.016*	0.005	-0.005	0.032	0.24	-0.0048*	0.230***	0.000	-0.0026	0.0119	0.209
+3~0	-0.003	0.021	0.475	-0.002	0.0201*	0.012	-0.0031	0.782***	0.000	0.0003	0.0318*	0.01

注:中位数差异性采用 Wilcoxon 检验方法。

表 9 中的 Panel A 和 Panel B 分别报告了 CEO 强制变更后 1~3 年 *ROA* 和 *IROA* 的变化情况,此时没有考虑内生性问题。对盈利公司来讲,CEO 变更后 1~3 年分别和变更当年的 *ROA* 中位数相比,业绩变化都为负,CEO 强制变更的第二年公司业绩下滑程度较第一年度减小,这说明 CEO 变更发挥了一定的治理作用,但不显著。对亏损公司来讲,CEO 变更后 1~3 年分别和变更当年的 *ROA* 中位数相比,业绩变化都为正,但只有变更后第二年的 *ROA* 在 10% 水平上显著。Panel C 和 Panel D 分别报告了 CEO 变更后 *CROA* 和 *CIROA*(经过行业中位数调整的 *CROA*)的变化情况,此时考虑了内生性问题,采用配对样本计算业绩指标中位数。对盈利公司而言,CEO 变更后 1~3 年与变更当年 ($t=0$) 的业绩对比发现,业绩变化都是负的,且只在 10% 的水平上显著,说明 CEO 变更后公司业绩相对于控制组而言显著下降了。对亏损公司而言,CEO 变更后 1~3 年的 *CROA* 都在 5% 水平上显著为正,说明在控制内生性问题后,CEO 强制变更后亏损公司的业绩得到了显著性提高。也就是说,亏损国有上市公司强制变更的 CEO 发挥了公司治理机制,达到改善公司业绩的目的。以上结果支持了本文提出的假设 H_2 。

(六) 稳健性检验

为保证本文所得结论的可靠性,我们进行了稳健性测试:一是在回归分析中加入了表示地方政府控制的国有上市公司这一虚拟变量 (*Local*)^①及其交叉项,重新分组采用 Logit 模型进行估计,回归结果见表 10。由表 10 可知,针对亏损公司样本,*Local* 与 *ROA* 交叉项的估计系数为负并通过了 1% 水平的显著性检验,说明地方政府控制的国

表 10 引入交乘项的 Logit 回归结果

变量	盈利公司		亏损公司	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>List</i>	0.020*** (2.60)	0.021*** (2.70)	0.018 (0.92)	0.018 (0.93)
<i>Age</i>	-1.982*** (-9.26)	-1.970*** (-9.23)	-1.155*** (-2.64)	-1.156*** (-2.64)
<i>Tenure</i>	-0.241*** (-15.29)	-0.240*** (-15.29)	-0.237*** (-6.04)	-0.237*** (-6.04)
<i>Duality</i>	-0.470*** (-3.23)	-0.476*** (-3.27)	-0.518** (-2.21)	-0.516** (-2.20)
<i>Leverage</i>	-0.126 (-0.64)	-0.098 (-0.52)	0.588 (1.61)	0.577 (1.58)
<i>Size</i>	-0.033 (-1.14)	-0.037 (-1.26)	-0.011 (-0.19)	-0.009 (-0.17)
<i>Local</i>	0.050 (0.45)	-0.002 (-0.02)	0.279* (1.70)	-0.230 (-1.10)
<i>ROA</i>	-2.317 (-1.41)		0.053 (0.03)	
<i>ROA × Local</i>	-1.410 (-3.72)		-0.057*** (-2.78)	
Constant	7.482*** (7.87)	7.416*** (7.80)	3.747* (1.89)	3.681* (1.85)
N	8498	8498	1472	1472
Pseudo R ²	0.0760	0.0760	0.0750	0.0750

① *Local* 为虚拟变量,当企业最终控制人是地方政府时取值为 1,否则取值为 0。

有上市公司的业绩越差,CEO 被强制变更的概率越大。其余变量检验结果与表 7 基本一致,这里不再赘述。二是更换业绩变量。我们用 *ROE*(净利润/所有者权益合计)和 *ROS*(净利润/主营业务收入)代替 *ROA* 构造相应的业绩指标进行重新检验,研究结果与前文基本一致,只有个别指标的显著性不同。限于篇幅,本文在此不再报告具体检验结果。以上结果进一步支持了本文提出的假设 H_1 。

六、研究结论及局限

本文考察了国有上市公司在存在多重目标的情况下 CEO 强制变更与公司业绩之间的关系。首先,本文以 2000—2012 年沪深两地 A 股国有上市公司为研究样本并构建检验 CEO 变更与公司业绩之间关系的 Logit 回归模型,依据公司亏损与否对回归模型进行分组检验;其次,本文采用匹配方法对比 CEO 强制变更前后公司业绩的变化。实证结果表明:当国有上市公司处于亏损状态时,公司业绩和 CEO 强制变更之间显著负相关,即公司业绩越差,CEO 被强制变更的概率越高;而对于经营状况良好的国有上市公司来说,公司业绩和 CEO 强制变更之间不存在显著的相关关系。进一步研究发现,亏损公司的 CEO 强制变更后,基于配对方法计算的公司业绩(*CROA* 和 *CIROA*)会发生显著改善。

本文结论只是针对国有上市公司进行研究所得到的,这一结论是否可以推广到所有国有企业还有待于进一步研究和讨论。另外,基于业绩和规模的匹配方法存在一定的局限性,采用新近发展的 PSM 或 PSM-DID 方法重新计算 CEO 强制变更前后公司业绩的变化情况也是值得考虑的,这也是本文进一步研究的方向。

参考文献:

- [1]杜兴强,周泽将. 高管变更、继任来源与盈余管理[J]. 当代经济科学, 2010(1): 23 - 33,125.
- [2]林毅夫,李志赞. 中国的国有上市公司与金融体制改革[J]. 经济学(季刊), 2005(3): 913 - 936.
- [3]Bonnier K A, Bruner R F. An analysis of stock price reaction to management change in distressed firms [J]. Journal of Accounting and Economics, 1989, 11:95 - 106.
- [4]Huson M R, Malatesta P H, Parrino R. Managerial succession and firm performance[J]. Journal of Financial Economics, 2004,74:237 - 275.
- [5]Kato T, Long C. CEO turnover, firm performance, and enterprise reform in China: evidence from micro data[J]. Journal of Comparative Economics, 2006,34: 796 - 817.
- [6]Firth M, Fung P M, Rui O M. Firm performance, governance structure, and top management turnover in a transitional economy[J]. Journal of Management Studies, 2006,43: 1289 - 1330.
- [7]周黎安. 转型中的地方政府[M]. 上海: 上海人民出版社,2008.
- [8]Qian Yingyi, Roland G. Federalism and the soft budget constraint[J]. The American Economic Review, 1998, 88: 1143 - 1162.
- [9]Grusky O. Administrative succession in formal organizations[J]. Social Forces,1960,39:105 - 115.
- [10]Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976,3: 305 - 360.
- [11]Weisbach M S. Outside directors and CEO turnover[J]. Journal of Financial Economics,1988,20:431 - 460.
- [12]Gilson S C. Management turnover and financial distress[J]. Journal of Financial Economics, 1989,25:241 - 262.
- [13]Kaplan S. Top executive rewards and firm performance: a comparison of Japan and the U. S. [J]. Journal of Political Economy,1994,102:510 - 546.
- [14]Defond M L, Park C W. The reversal of abnormal accruals and valuation of earnings surprises [J]. The Accounting Review,2001,76:375 - 404.

- [15] 龚玉池. 公司绩效与高层更换[J]. 经济研究, 2001(10): 75 - 82.
- [16] 朱红军. 我国上市公司高管人员更换的现状分析[J]. 管理世界, 2002(5): 126 - 131.
- [17] Wang Xiaozu, Xu Lixin, Zhu Tian. State-owned enterprises going public: the case of China[J]. Economics of Transition, 2004, 12: 467 - 487.
- [18] 王福胜, 王摄琰. CEO 变更与企业价值关系的实证模型[J]. 管理科学, 2012(1): 15 - 24.
- [19] 叶玲, 李心合. 上市公司 CEO 变更、继任选择与公司业绩[J]. 当代财经, 2011(12): 110 - 118.
- [20] 田昆儒, 许绍双. 公司特征与信息披露质量研究: 国外文献述评[J]. 审计与经济研究, 2010(3): 70 - 76.
- [21] 李维安. 现代公司治理研究: 资本结构、公司治理和国有上市公司股份制改造[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2002.
- [22] Denis D J, Denis D K. Firm performance changes following top management dismissals[J]. Journal of Finance, 1995, 50: 1029 - 1057.
- [23] Chang E C, Wong S M L. Governance with multiple objectives: evidence from top executive turnover in China[J]. Journal of Corporate Finance, 2009, 15: 230 - 244.
- [24] 陈强. 高级计量经济学及 STATA 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.

[责任编辑: 王丽爱]

A Study on the Relationship between CEO Turnover and the Corporate Performance: Based on the Data from State-owned Listed Companies

SHI Rong, SHEN Pengyuan

(1. Graduate School, Ningxia University, Ningxia 756000, China;

(2. Graduate School, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China)

Abstract: With the empirical data of state-owned listed companies on Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2000 to 2012 as the research object, we examine the relationship between CEO forced turnover and the performance of state-owned listed Chinese companies when they have multiple objectives. The result shows that: First, there exists a negative relationship between the level of pre-turnover profitability and CEO forced turnover when firms are incurring financial losses, but there exists no such relationship when they are making profits. Second, there is an improvement in post-turnover profitability in loss-making firms, but no such improvement in profit-making firms.

Key Words: state-owned listed firms; corporate performance; top management turnover; entrusted agency; equity division; corporate governance structure; CEO turnover